

货币政策地区效应^①

——基于地区总供给曲线的理论与实证分析

卢 盛 荣

(厦门大学经济研究所)

【摘要】 本文着重检验了我国区域经济中的基于产出缺口的地区短期总供给曲线的存在性, 进而分析地区短期总供给曲线对货币政策地区效应的影响。文章首先对地区短期总供给曲线存在的可能性进行了理论解释, 应用卡尔曼滤波方法估算了我国各地区的产出缺口, 然后运用 ARMA 模型说明预期通货膨胀率形成机制, 最后以通货膨胀率与其预期之差、外部需求冲击等作为解释变量对产出缺口进行回归, 结果发现, 我国东部地区的短期总供给曲线较中西部地区的短期总供给曲线更平坦, 因而东部地区货币政策效应要强于中西部地区。

关键词 地区总供给曲线 货币政策地区效应 产出缺口 预期通货膨胀率
中图分类号 F82 **文献标识码** A

A Theoretical and Empirical Analysis of the Regional Effects of Monetary Policy: A Case Study of the Theory of the Aggregate Supply Curve

Abstract: This article mainly testifies the existence of regional short-run aggregate supply curve based on the output gap and makes a further analysis of the regional effects of monetary policy on the short-run aggregate supply curve concerned. First, it makes a theoretical illustration of the existence of regional short-run aggregate supply curve. Then, it estimates the output gap by Kalman filter. Next, it expounds the inflation forming mechanism by ARMA model. Finally, it regresses the output gap as the explained variable by inflation rate and the outer demand impacts. We find that the short-run aggregate supply curve of the eastern region is flatter than that of mid-western region, which in turn leads to the conclusion that the effects of the monetary policy work more strongly in the eastern region than in the mid-western region.

Key words: Regional Aggregate Supply Curve; Regional Effects of Monetary Policy; Output Gap; Expected Inflation

① 本研究得到教育部文科重点研究基地 2005 年度重大项目 (项目批准号: 05JJD790025, 课题名称“转型期我国宏观政策有效性分析: 中国的经验”) 资助。

引 言

货币政策是否有效,或者说货币供给是否影响实际经济变量,首先取决于总供给曲线的特征。总供给(函数)曲线描述了在给定的价格水平下,厂商愿意提供的产出数量,反映了产品市场和要素市场特别是劳动力市场的运行条件。根据产品市场和劳动市场的特定假设,可以确定不同的价格和工资黏性,从而可以构造各种总供给理论。从这些理论出发,可以得出不同的总供给曲线,进而货币政策也表现出不同效果。但多恩·布什和费希尔(1997)指出,“所有现代模型,不论其出发点如何不同,都倾向于得到一个类似的结果:在短期内,总供给曲线的斜率为正,而在长期内则是垂直的”,这种总供给曲线被现有许多从需求角度来研究货币政策地区效应的文献作为既定的前提,而忽视了对它的具体分析,因为货币政策的地区效应可能是由需求相关的因素造成的,也可能是由区域间供给曲线的差异导致的,如劳动和产品市场的弹性和制度差异(De Grauwe, 2000)。事实上,中央银行必须根据整体或某一个作为参照系的地区总供给曲线的实证分析结果来指导货币政策操作。但由于各地区的资源禀赋、技术条件等差异,很可能经济周期各不相同,相应地它们的总供给曲线或菲利普斯曲线也不相同,从而有可能使统一货币政策在不同地区的效果出现差异。因此,对各地区总供给曲线的理论与实证研究有助于我们进一步理清货币政策地区效应的影响因素。

一、文献回顾

总供给曲线是宏观经济分析的一个重要组成部分。总需求曲线与总供给曲线构成了宏观经济学的最基本理论框架。任何不考虑总供给曲线的宏观经济分析都是不完整的(余永定, 2002)。西方经济学在研究总供给曲线时,经济周期理论往往采用长期和短期来讨论经济的总供给,以长期的增长趋势来反映潜在总供给,以对长期趋势的偏离来表示经济的短期波动,将这一对长期趋势的偏离即产出缺口与通货膨胀率联系起来就是短期菲利普斯曲线(后来人们也习惯把它称为短期总供给曲线),它最初是由英国经济学家菲利普斯(Phillips)于1958年提出的,主要是阐述通货膨胀率与失业率之间的负相关关系。随后萨缪尔森和索洛(Samuelson 和 Solow, 1960)用美国的数据做实证分析发现,通货膨胀和失业之间存在类似负相关关系,进而由奥肯定律导出通货膨胀率与总产出水平成正比关系,形成了修正的菲利普斯曲线(或总供给曲线)。20世纪60年代,随着预期理论的发展,预期通货膨胀对实际通货膨胀的影响逐渐受到关注。弗里德曼(Friedman, 1968)和费尔普斯(Phelps, 1973)将预期加入菲利普斯曲线,成为附加预期菲利普斯曲线(或总供给曲线)。其中对预期的不同处理,又分为货币学派的适应性预期总供给曲线与卢卡斯理性预期总供给曲线。另在理性预期的基础上,加入价格刚性的假设,构成了新凯恩斯主义总供给曲线。对于这些不同时期以及不同修正后的菲利普斯曲线(或总供给曲线),国外有许多文献都做了详尽的讨论,而国内对此的研究较晚,也没有太多文献涉及。从经验研究上,陈学彬(1996)采用最小二乘法对我国改革开放以来的菲利普斯曲线进行估计,结果表明,我国的菲利普斯曲线的解释性较差;刘树成(1998)分析了中国的菲利普斯曲线,指出中国的菲利普斯曲线有多种变形;黎德福(2002)提出了适合于我国现状的二元经济下的菲利普斯曲线模型,通过回归分析发现在1979~2000年我国的通货膨胀率与城镇失业率的关系不显著,但与经济发展过程中的核心——剩余劳动力转移的相关性非常显著;张焕明(2003)通过引入经济增长率

作为反映经济周期性因素的变量,对中国 1979~2000 年的失业率与通货膨胀率之间进行了回归分析,得出了有别于传统菲利普斯曲线的形式。但这些研究都存在一个共同缺陷,即由于我国缺乏完整的失业统计资料,且隐性失业大量存在,以城镇登记失业率作为全国失业率的替代指标必然导致较大的估计误差。为避免这一缺陷,我国许多学者采用了另一种西方学者普遍采用的菲利普斯曲线形式——以产出缺口为基础的菲利普斯曲线作为检验对象,如胡乃武等(2003)、王煜(2005)都使用 H-P 滤波方法对基于产出缺口的菲利普斯曲线做了实证研究,尽管前者认为中国的短期总供给曲线与新凯恩斯主义总供给曲线在结构上一致,而后者认为我国存在传统型的菲利普斯曲线,但都得出了类似结论,即我国存在菲利普斯曲线;钱宥妮(2005)使用卡尔曼滤波方法对基于产出缺口的菲利普斯曲线进行实证研究,结果发现,短期菲利普斯曲线在中国的存在性不明确,长期内不存在。这些研究所得出的结论不一致可能是源于对产出缺口估计所使用的方法的差异所导致的,对此,刘斌等(2001)对估计产出缺口既有的四种方法进行了比较研究,发现使用变量状态空间——卡尔曼滤波方法更适合于对我国的产出缺口估计。

从理论研究上,郑超愚(1998)采用卢卡斯函数重新综合了正统总供给函数,并着重考虑在中国特有的供求结构下,不同产品的供给需求弹性的差异显著,对于中国总供给函数的结构进行了富有启发性意义的研究,但没有深入到地区层面上分析;余永定(2002)针对西方经济学中一般的做法是从劳动力市场均衡推导出总供给曲线,他认为这种做法存在两个问题:一是必须在各种各样,如工资刚性、货币幻觉等辅助假设下,才能推出一条向右上方倾斜的曲线,而这些假设往往存在很大任意性及缺乏简明性;二是在推导总供给曲线的时候,都假设自己所分析的企业是所谓的代表性企业,进而简单地通过事先假定有关加总的里昂惕夫条件可以得到满足的情况下,将其行为的结果加总为总体的企业的行为结果,即总供给曲线。然而,这种代表性企业的概念并没有现实性,因为所有的企业是不同的。为此,他在放弃代表性企业的概念的同时,提出了一个新的假设,即企业在劳动生产率上的高低是不同的,假设有 M 个企业,这些企业的劳动生产率按由低到高的顺序排列,服从某种概率分布。在分析了每个企业的价格和产出的关系之后,按事先设定的分布概率,对应于给定的物价水平,把所有企业的产出加总起来,推出总供给曲线。余永定的这种加总方法同样存在一个问题:即使企业的劳动生产率从高到低的排序服从某种概率分布,但是各个地区的企业由于资源禀赋、技术条件、资本存量的差异导致其不仅平均劳动生产率可能是不同的,而且资本-产出率也可能不同,使各个地区的可能生产边界不同,另外考虑企业在区域之间的异质性及区域内的相对同质性,使我们同样有理由认为可能存在各个地区的总供给曲线。但要证明地区总供给曲线的存在性,一方面要从理论上说明它们存在的可能性,另一方面要从实证上检验它们存在的现实性。

二、地区短期总供给曲线存在的可能性的理论解释

本文首先采用柯布-道格拉斯生产函数推导短期总供给曲线,然后对可能影响短期总供给曲线的地区因素进行分析,进而对这种短期总供给曲线形状在不同地区可能存在差异做出理论解释。

1. 短期总供给曲线的理论模型

假设各地区的生产函数都是柯布-道格拉斯函数,即:

$$Y = K^{\alpha} L^{1-\alpha} e^{\varepsilon} \quad (1)$$

如果使用这一函数来推导短期的总供给曲线, 那么, 一方面要考虑在短期中, 资本存量 K 是固定的; 另一方面要考虑地区的市场结构, 如果是垄断的市场结构, 则需要建立一个比仅考虑完全竞争的市场结构更为复杂的模型框架, 但这两者最后得出的结果是基本类似的, 所以下面只考察所有市场都处于完全竞争状态的经济, 进而总劳动需求由下列条件得出:

$$\frac{\partial Y}{\partial L} = (1-\alpha) \frac{K^{\alpha}}{L^{\alpha}} e^{\varepsilon} = \frac{W}{P} \quad (2)$$

同时对 (1) 式取对数, 得到柯布 - 道格拉斯生产函数的线性形式:

$$y = \alpha k + (1-\alpha) l + \varepsilon \quad (3)$$

再对 (2) 式取对数, 得到对数形式的劳动需求函数:

$$\ln (1-\alpha) + \alpha k - \alpha l + \varepsilon = w - p$$

或者

$$l^D = \frac{1}{\alpha} \ln (1-\alpha) + k - \frac{w-p}{\alpha} + \frac{\varepsilon}{\alpha} \quad (4)$$

劳动供给随着实际工资率的上升而增加:

$$l^S = \bar{l} + \delta (w - p) \quad (5)$$

为了简化分析, 用适当的形式使各个常量标准化是可取的, 且不失一般性。因此, 我们定义:

$$\bar{l} = \frac{1}{\alpha} \ln (1-\alpha) + k \quad (6)$$

在固定价格和固定工资下, 下列就业水平为冲击后劳动力市场的均衡水平:

$$l^* = \bar{l} + \frac{\delta}{1+\alpha\delta} \varepsilon \quad (7)$$

但在知道冲击的规模 ε 之前, 名义工资在工资谈判中被商定。在工资合同执行期间, 劳动力按照商定的名义工资总是提供如企业所愿的劳动。因此, 在冲击 ε 之后, 有效就业将根据劳动需求函数确定。给定名义工资, 运用方程 (4) 式的简化形式即方程 (6) 式可以得出有效就业水平:

$$l = \bar{l} + \frac{p-\bar{w}}{\alpha} + \frac{\varepsilon}{\alpha} \quad (8)$$

在工资谈判中, 名义工资事先确定, 以致事后就业水平与最优就业水平 l^* 的期望方差最小化, 即 \bar{w} 以致:

$$\text{Min} E (l - l^*)^2 \quad (9)$$

实际就业水平对最优就业水平的偏差可以通过方程 (7) 和 (8) 式表述为:

$$l - l^* = \frac{p-\bar{w}}{\alpha} + \frac{\varepsilon}{\alpha(1+\alpha\delta)} \quad (10)$$

显然, 如果工资率等于预期的价格水平, 那么偏差正好最小:

$$\bar{w} = p^e \quad (11)$$

根据 (3) 式, 平均生产水平 \bar{y} 为:

$$\bar{y} = \alpha k + (1 - \alpha) \bar{l} \quad (12)$$

然后, 从方程 (8) 式和 (11) 式, 得到短期总供给函数的下列关系式:

$$y = \bar{y} + \frac{(1 - \alpha)}{\alpha} (p - \bar{w}) + \frac{\varepsilon}{\alpha} = \bar{y} + \frac{(1 - \alpha)}{\alpha} (p - p^e) + \frac{\varepsilon}{\alpha} \quad (13)$$

通过适当的标准化 $\frac{(1 - \alpha)}{\alpha} = \alpha$ 以及 $\frac{\varepsilon}{\alpha} = \tilde{\varepsilon}$ 则有:

$$y = \bar{y} + \alpha (p - p^e) + \tilde{\varepsilon} \quad (14)$$

运用定义 $\pi_t = p_t - p_{t-1}$ 以及 $\pi_t^e = p_t^e - p_{t-1}^e$, 则有 $\pi_t - \pi_t^e = p_t - p_t^e$ 。上式可转变为:

$$y_t = \bar{y} + \alpha (\pi_t - \pi_t^e) + \tilde{\varepsilon} \quad (15)$$

如果考虑到经济的周期性波动具有滞后效应, 以及对外贸易对价格的影响, 并设产出波动 $y_t = y_t - \bar{y}$, 那么 (15) 式变为:

$$y_t = \alpha y_{t-1} + \beta (\pi_t - \pi_t^e) + \lambda X_t + \varepsilon \quad (16)$$

其中, X_t 表示对外贸易冲击。

2 影响地区短期总供给曲线差异的因素分析

从 (16) 式我们可以得出, 不只是曲线的水平而且是曲线的斜率都既取决于通货膨胀预期, 又取决于产出波动方差。而影响通货膨胀预期和产出波动方差的主要因素是价格和工资刚性、预期、对外贸易冲击、劳动生产率、资源禀赋差异、技术差异、体制特征等。下面就这些因素在各地区的差异进行分析。

(1) 价格变化差异对区域短期总供给曲线的影响。由于微观经济主体在签订购销合同和工资合同中通常都考虑了通货膨胀预期的因素, 因此, 通货膨胀预期对市场化价格的形成进而对产出具有重要影响。在物价连续上涨的情况下, 微观经济主体会产生普遍的通货膨胀预期, 从而继续拉动物价上涨; 在物价持续下跌过程中, 微观经济主体会产生普遍的通货紧缩预期, 从而推动物价继续下跌。一般来说, 价格改变越少, 名义刚性就越强, 通货膨胀预期越低, 供给曲线就越平坦; 反之, 价格改变越多, 名义刚性就越弱, 通货膨胀预期越高, 供给曲线就越陡峭。由于我国区域经济发展水平不平衡、经济贸易结构不同、市场化改革步伐不一等等, 导致价格变化在各地区表现差异。

首先, 区域价格刚性差异导致区域短期总供给曲线的差异。例如, 一方面价格体制改革导致区域价格刚性差异。经过 20 多年改革, 大部分产品的价格已经由市场决定。但这一进程在各个产业部门和各个地区不尽相同。有些省区由于其产业结构等方面的制约, 政府指令性价格和指导性价格所占的比重还相对较高。因为在政府指令性和指导性定价的商品中, 农副产品和生产资料占的比重较大, 而相对于东部省份而言, 中西部省份的农副产品和生产资料占的比重较大, 这就使各地区的价格刚性具有区域差异; 另一方面, 区际所有制结构不同导致区域价格刚性差异。一般来说, 国有集体部门具有工资下调的绝对黏性, 其平均工资增

长率的波动幅度均低于其他单位的平均工资增长率。因此,其他单位的市场化工资黏性小于国有集体单位的工资黏性(汪红驹,2003)。然而,国有集体部门与其他单位在各个地区的分布是不同的,相对于东部省份而言,中西部省份的国有集体部门的比重较大,而其他单位的比重要小。因此,从这两方面来看,中西部地区的名义价格和工资刚性要强于东部地区,亦即相对于东部地区而言,中西部地区的价格和工资变化少,通货膨胀预期低,其短期总供给曲线也相对平坦。

其次,对外贸易不同导致区域价格变化差异。对外贸易是指与区域外的贸易往来,它包括两个方面:一方面指区域与外国之间的贸易;另一方面指一国内的区际贸易。在这里主要讨论区域与国外贸易,即各地区从国外的进出口规模和国际市场价格对区域内物价的影响。当进口商品价格下降和商品进口规模扩大,对区域内物价总水平产生向下的压力。而当进口国际商品特别是能源和原材料等价格波动时对区域内物价会产生较大影响。出口对区域内物价的影响主要受国际经济状况的影响,国际需求旺盛可能拉动区域内价格上升;相反,国际需求疲软可能加剧区域内物价萎靡不振。从区域角度看,东部省份的从国外的进出口规模和受国际市场的价格影响要远远高于中西部省份,因而东部地区受此影响的价格变化要多于中西部地区,相应地,中西部地区的通货膨胀预期要低于东部地区,从而使中西部地区总供给曲线较东部地区的总供给曲线更平坦。

(2) 预期能力不同对区域短期总供给曲线的影响。预期形成快慢和准确与否取决于微观经济主体的信息获取与认知能力,在不同区域经济主体的这种能力是有差异的。范从来等(2003)认为,一般而言,成熟市场经济主体的预期,比转型国家的经济主体的预期准确;同样,中国沿海、大城市经济主体的预期,一般比内地、小城市、农村的经济主体预期准确。因此,可以推断在东部省份经济主体预期在对价格的形成作用上一般要比中西部省份经济主体预期来得更强,使东部地区的价格变化往往要快于中西部地区,从而使东部地区的短期总供给曲线比中西部地区的总供给曲线更陡峭。

(3) 劳动生产率差异对区域短期总供给曲线的影响。劳动生产率不仅是影响潜在产出的重要因素之一,而且当不同产业的劳动生产率不同及其在不同区域的分布不同时,会导致价格上涨或下调的刚性以及产出存在区域差异。高的劳动生产率产业意味着每个劳动者在单位时间内可以提供比低的劳动生产率产业更多的产品或劳务。当某一产业的生产率的增长速度快于社会平均的劳动生产率增长速度,这就意味着社会对该产业所提供的商品或劳务的需求的增长速度慢于该商品或劳务本身的增长速度,那么,该行业所提供的商品或劳务的价格就有下调的压力,从而使该行业的商品或劳务的价格下降和产出增加;相反,当某一产业的生产率的增长速度慢于社会平均的劳动生产率增长速度,这就意味着社会对该产业所提供的商品或劳务的需求的增长速度快于该商品或劳务本身的增长速度,那么,该行业所提供的商品或劳务的价格就有上涨的压力,从而使该行业的商品或劳务的价格上升和产出减少。由于各地区产业结构不同,高或低的劳动生产率的产业在不同地区分布不同,由于高的劳动生产率产业在东部省份所占的份额更多,而低的劳动生产率产业在中西部省份所占的份额更多,使东部地区的劳动生产率高于中西部地区,如表1所示。东部地区的生产率高,则成本下降,价格因而下降,相应需求上升,使生产能力能够得到较充分利用,从而使价格下降和产出缺口变化不大。相反,中西部地区因生产率低,则成本上升,价格也上升,相应需求减少,使生产能力过剩,从而使价格上升和产出缺口变化较大。由此,各地区的短期总供给曲线各不相同。

表 1 2002 年中国各地区劳动生产率情况

省 份	劳动生产率	省 份	劳动生产率
北 京	133.6	重 庆	70.3
天 津	113.3	四 川	77.5
河 北	87.5	贵 州	68.5
辽 宁	92.5	云 南	157.6
上 海	183.2	西 藏	62.4
江 苏	109.8	陕 西	76.5
浙 江	98.2	甘 肃	66.2
福 建	103.8	青 海	97.9
山 东	106.5	宁 夏	72.3
广 东	124.0	新 疆	165.6
海 南	106.5	内 蒙	72.6
东部平均	114.4	广 西	74.1
山 西	53.8	西部平均	88.5
吉 林	90.9		
黑龙江	130.8		
安 徽	74.0		
江 西	58.8		
河 南	71.5		
湖 北	94.4		
湖 南	75.1		
中部平均	81.2		

注：表中的劳动生产率是指实际值，它等于各地区的劳动生产率与全国平均劳动生产率的比率。
资料来源于《中国统计年鉴》(2003)，中国统计出版社。

(4) 资源禀赋差异对区域短期总供给曲线的影响。假定某一地区处在经济运行的初始状态，即各种产品或劳务的供求均处于均衡状态，此时，若出现外部需求正向冲击，社会的有效需求上升，首先引起物价水平的上升，而物价水平的上升又刺激生产规模的扩张，如果这个地区的资源禀赋允许生产规模在这种增长了的需求面前不受约束地、顺利地得到扩大，就业就增加，产出也相应增加，直至产出的增加与需求的增加相等。那么，增量的需求变化所产生的最终效果就是价格和产出的共同增长。相反，若面对需求的增加，生产规模受到该地区资源禀赋约束而根本无法扩张或虽然有所扩张但与需求相比扩张不足时，出现的情形是：在价格方面，由于产品供给不能增加或增加幅度不及需求增加的幅度，致使增加的需求全部或大部分依靠原有产品或劳务来吸收，因而引起价格上升，即通货膨胀；而在产出方面，由于生产无法扩张或扩张极其有限，使产出的增加幅度不及价格的上升幅度。很显然，各地区资源禀赋差异会引起产出、价格进而短期总供给曲线的区域差异。

(5) 体制特征。中国政治、经济发展的不均衡, 行政分权, 特别是分税制的施行, 地方政府之间的竞争以及地方政府与中央政府之间的讨价还价, 不仅造成了统一市场分割, 而且导致中国特色的地方贸易保护主义, 使产出、价格进而短期总供给曲线呈现区域差异。

三、实证检验

上文对各地区总供给曲线的可能存在性作了理论阐述, 而要证实其真实的存在性以及货币政策在不同地区产生的不同效应, 还需借助计量方法进行经验研究。本文的经验研究主要使用卡尔曼滤波方法对产出缺口和预期通货膨胀率进行估计, 并在此基础上, 使用最小二乘法构建各地区的总供给曲线。

1. 数据来源

各省市真实 GDP 指标 Y_t 采用中国经济信息网、《中国统计年鉴》的有关数据计算得到, $Y_t = Y_{1978} \cdot t$ 年真实 GDP 指数 / 1978 年真实 GDP 指数, $y_t = \ln Y_t$ 。由于我国在 20 世纪 80 年代中期才有各地区的居民消费价格指数的统计资料, 因此这里我们选取 1978~ 2005 年的各省市零售价格指数代表价格水平。

2 经验研究 (分为三个步骤)

(1) 产出缺口的估计。产出缺口的估计方法主要有两大类: 一类是统计分解趋势法, 它包括线性趋势法、BN 分解法、卡尔曼滤波法、HP 滤波法等; 另一类是经济结构关系估计法, 典型的是生产函数法。刘斌等 (2001) 对第一类方法进行了比较研究, 认为卡尔曼滤波法更适合于用来估计我国产出缺口。本文也使用卡尔曼滤波方法估计各地区产出缺口。具体模型如下:

观测方程表示了产出序列由趋势成分 (即潜在产出) 和周期成分 (即产出缺口) 两部分构成:

$$y_t = S_t + C_t \tag{17}$$

设定不可观测的趋势成分和周期成分满足下面的向量自回归过程, 可视作状态方程:

$$S_t = \mu + S_{t-1} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim i.i.d. N(0, \sigma_\varepsilon^2) \tag{18}$$

$$C_t = \phi_1 C_{t-1} + \phi_2 C_{t-2} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim i.i.d. N(0, \sigma_\varepsilon^2) \tag{19}$$

(18) 式表示产出的长期趋势是一个带漂移的随机游走形式, (19) 式以一个 AR (2) 的形式描述了周期成分的波动特性。

方程 (17) ~ (19) 可表示为如下状态空间形式:

状态方程:

$$\xi_{t+1} = F\xi_t + A + V_{t+1}$$

观测方程:

$$y_t = H\xi_t$$

其中, $\xi_t = [S_t, C_t, C_{t-1}]'$, $V_t = [\varepsilon_t, \varepsilon_t, 0]'$, $F = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & \phi_1 & \phi_2 \\ 0 & 1 & 0 \end{pmatrix}$, $H = (1 \quad 1 \quad 1)$

$1)'$, $A = (\mu \quad 0 \quad 0)'$ 。

关于残差特征的假定为:

$$E(V_t V_t') = R = \begin{pmatrix} \sigma_1^2 & 0 \\ 0 & \sigma_2^2 \end{pmatrix}, E(V_t \xi_\tau) = 0, \tau = 1, 2, \dots, T, E(V_t \xi_0) = 0$$

本文经验分析: 为了简化模型回归, 仅从东部 11 个省市中选取了天津、上海、江苏、浙江、山东五个省市; 中部 8 个省市中选取了安徽、江西、河南、湖南四个省市; 西部 12 个省市中选取了重庆、四川、贵州、陕西、宁夏、新疆六个省市。以真实 GDP 的自然对数作为实际产出 y_t 的指标值。通过卡尔曼滤波算法, 估计结果见表 2。

表 2 状态空间系统的参数估计

省份	参 数					统计量		
	μ	σ_1	σ_2	ϕ_1	ϕ_2	Log likelihood	AIC	SBC
天津	0.0974*** (0.0058)	0.0296*** (0.0013)	0.0003 (0.0016)	1.5598*** (0.0704)	-0.9999*** (0.0075)	54.5641	-3.6714	-3.4314
上海	0.0948*** (0.0065)	0.0261*** (0.0013)	0.0003 (0.0010)	1.5696*** (0.0813)	-0.9998*** (0.0084)	58.1864	-3.9397	-3.6998
江苏	0.1182*** (0.0024)	0.0001 (0.1493)	0.0343*** (0.0022)	0.9728*** (0.1740)	-0.4196* (0.2428)	50.9713	-3.4053	-3.1653
浙江	0.1233*** (0.0032)	0.0001 (0.1210)	0.0309*** (0.0034)	1.230*** (0.1594)	-0.6391** (0.2578)	53.8761	-3.6205	-3.3805
山东	0.1110*** (0.0074)	0.0263*** (0.0020)	0.0004 (0.0028)	1.6179*** (0.0881)	-0.9998*** (0.0207)	57.6767	-3.9020	-3.6620
安徽	0.1003*** (0.0091)	0.0346*** (0.0019)	0.0121 (0.0043)	1.6180*** (0.1949)	-0.9229*** (0.2535)	47.8267	-3.1723	-2.9324
江西	0.0979*** (0.0061)	0.0258*** (0.0013)	0.0008 (0.0075)	1.5343*** (0.0697)	-0.9993*** (0.0892)	58.4736	-3.9610	-3.7210
河南	0.1023*** (0.0085)	0.0341*** (0.0014)	0.0008 (0.0207)	1.6686*** (0.3582)	-0.9990** (0.3756)	51.2868	-3.4286	-3.1887
湖南	0.0884*** (0.0036)	0.0164*** (0.0008)	0.0003 (0.0049)	1.5936*** (0.0441)	-0.9998*** (0.0446)	70.1270	-4.8242	-4.5842
重庆	0.0896*** (0.0058)	0.0196*** (0.0011)	0.0007 (0.0052)	1.6061*** (0.0935)	-0.9993*** (0.0817)	65.5658	-4.4864	-4.2464
四川	0.0893*** (0.0058)	0.0201*** (0.0012)	0.0007 (0.0054)	1.6085*** (0.0891)	-0.9994*** (0.0601)	65.2311	-4.4616	-4.2216
贵州	0.0873*** (0.0065)	0.0265*** (0.0013)	0.0004 (0.0098)	1.6425*** (0.2065)	-0.9993*** (0.2762)	58.3736	-3.9536	-3.7136
陕西	0.0929*** (0.0078)	0.0307*** (0.0014)	0.0003 (0.0083)	1.5811*** (0.1711)	-0.9998*** (0.1030)	54.2110	-3.6453	-3.4053
宁夏	0.0925*** (0.0057)	0.0265*** (0.0015)	0.0047*** (0.0015)	1.6013*** (0.0909)	-0.9740*** (0.0720)	56.8710	-3.8423	-3.6023
新疆	0.0974*** (0.0043)	0.0186*** (0.0015)	0.0069*** (0.0014)	1.3303*** (0.1812)	-0.8595*** (0.1803)	65.1348	-4.4544	-4.2145

注: 括号内是标准差。***、**、* 分别表示回归系数的显著性水平为 1%、5%、10%。

(2) 预期通货膨胀率的估计。在 (16) 式进行估计之前要考虑预期通货膨胀率的形成机制, 本文采用 ARMA 模型来考察, 其结果见表 3。

表 3 东中西部地区部分省份预期通货膨胀率的形成机制——ARMA 模型回归结果

省份	C	AR (1)	MA (1)	R^2	\bar{R}^2	DW	F
东部	天津 0 044956* * (1 950179)	0 403211 (1 613624)	0 503721* * (2 150173)	0 688347	0 6445709	2 106264	24 45339
	上海 0 051344 (1 632262)	0 582253* * (2 467737)	0 211898* (1 748536)	0 681648	0 638452	2 038004	24 15027
	江苏 0 052207* * (2 10859)	0 279353 (1 417581)	0 942551* * * (30 41444)	0 618397	0 586597	1 922937	19 44631
	浙江 0 054937* * (2 238062)	0 298608* (1 712255)	0 652197* * * (3 336747)	0 693084	0 650841	2 002798	25 67254
	山东 0 044893* * (1 969924)	0 344326 (1 513438)	0 703521* * * (4 082095)	0 549236	0 511671	2 019023	14 62138
中部	安徽 0 049826* * (2 033567)	0 354351 (1 506839)	0 643362* * * (3 318963)	0 527615	0 488249	2 047886	13 40298
	江西 0 051443* * (2 081099)	0 315409 (1 263299)	0 627917* * * (2 946119)	0 489625	0 447094	1 958877	11 51213
	河南 0 045551* * (2 227568)	0 134961 (0 656430)	0 938003* * * (28 03527)	0 538136	0 499647	1 909067	13 98168
	湖南 0 062257* * (2 570199)	0 148419 (0 742787)	0 952002* * * (30 80085)	0 562525	0 526068	1 857526	15 43012
西部	重庆 0 051315* * (2 002667)	0 292399 (1 503446)	0 989809* * * (1166 934)	0 643070	0 613326	2 017502	21 62008
	四川 0 054988* * (2 138182)	0 378733* * (1 989866)	0 958551* * * (19 26345)	0 672906	0 645648	1 810871	24 6871
	贵州 0 052688* * (2 241248)	0 339470 (1 556649)	0 754721* * * (5 44579)	0 576797	0 541530	1 959154	16 35518
	陕西 0 053256* * (2 222028)	0 219951 (1 085263)	0 951288* * * (22 47742)	0 583285	0 548559	2 074457	16 79668
	宁夏 0 050641* * (2 072276)	0 451629* * (2 055177)	0 617189* * * (3 357771)	0 5832	0 548467	2 037955	16 79079
	新疆 0 052767* * (1 907111)	0 524696* * (2 254555)	0 378745 (1 506701)	0 522474	0 482680	2 037421	13 12953

注: 括号内为 t 统计量。* * *、* *、* 分别表示回归系数的显著性水平为 1%、5%、10%。

(3) 短期总供给函数的估计与结果分析。利用表 2、表 3 的结果对方程 (16) 式进行估计, 在模型中设虚拟变量 D , 其值在 1989 年和 1990 年取 1, 其余年份为 0。估计的结果见表 4。

表 4 东中西部地区部分省份总供给函数估计结果

省份		解释变量				相关统计量		
		y_{t-1}	$\pi_t - \pi_t^e$	X_t	D	R^2	\bar{R}^2	DW
东部	天津	0.813343*** (6.932951)	0.145347*** (2.810953)	0.008487 (1.654664)	-0.031499*** (-2.695682)	0.710973	0.67156	0.921054
	上海	0.843413*** (7.779258)	0.114747*** (3.456652)	0.018652** (2.626233)	-0.016417** (-1.914841)	0.768950	0.724940	1.193643
	江苏	0.633059*** (4.249024)	0.251131*** (3.11852)	0.017814* (1.754483)	-0.03089 (-1.644946)	0.645163	0.583140	2.243464
	浙江	0.668889*** (5.810653)	0.314929*** (3.619333)	0.025131* (1.72344)	-0.086220*** (-3.790642)	0.71078	0.671341	2.332967
	山东	0.725900*** (6.392452)	0.145757*** (2.987976)	0.012454* (1.779558)	-0.025620** (-2.269188)	0.738753	0.703128	1.016964
中部	安徽	0.872386*** (8.376030)	0.1846260** (2.395218)	0.025337 (0.353564)	-0.043046** (-2.225775)	0.773287	0.742372	1.137252
	江西	0.707892*** (5.198297)	0.124429** (2.361647)	0.036569 (0.708210)	-0.023181 (-1.661939)	0.628755	0.578131	1.133283
	河南	0.853949*** (7.921147)	0.096888*** (2.842033)	-0.005795 (-0.108848)	-0.014922* (-1.756131)	0.763611	0.731376	1.338521
	湖南	0.820342*** (7.426438)	0.083810*** (2.776276)	0.025964 (0.771402)	-0.018967** (-2.140086)	0.744124	0.709232	0.934292
西部	重庆	0.715007*** (6.694813)	0.099879*** (3.386931)	0.037501 (1.102698)	-0.022963*** (-2.859713)	0.758596	0.725677	1.125366
	四川	0.708611*** (6.416778)	0.106055*** (3.182369)	0.044607 (1.006955)	-0.023721*** (-2.778093)	0.747896	0.713518	1.098598
	贵州	0.773713*** (7.330471)	0.060472** (2.200925)	0.028935 (0.885835)	-0.018985*** (-2.798495)	0.763281	0.731001	0.960232
	陕西	0.860009*** (6.941694)	0.084129** (2.324542)	0.005095 (0.177894)	-0.016284* (-1.719642)	0.701194	0.660447	0.874797
	宁夏	0.850108*** (7.09417)	0.079235* (1.729243)	0.009346 (0.262998)	-0.025914* (-1.860882)	0.694302	0.652616	0.950588
	新疆	0.526258*** (3.027687)	0.048362* (1.701624)	0.072430 (0.422063)	-0.019928** (-2.705044)	0.610733	0.557651	1.10903

注：括号内为 t 统计量。***、**、* 分别表示回归系数的显著性水平为 1%、5%、10%。

从表 4 可以看出，国际价格波动对各省市价格的影响也不相同，其中对中西部省市基本没有影响，统计上也不显著，而对东部省市的影响却较大，且统计上也显著，这可能是东部省市的开放程度进而外贸依存度远远高于中西部省市的缘故。系数 β 反映未预期到的通货膨胀率对产出缺口的影响，各省市的这一系数显著为正，且其值东部省市最大，中部省市次之，西部省市最小。由于该系数的倒数是经典分析货币政策效应“ P - Y ”平面上的短期总供给曲线的斜率，因此各省市的经典短期总供给曲线的斜率也为正，说明该短期总供给曲线向右上方倾斜，斜率值东部的最小，中部次之，西部最大，亦即经典短

期总供给曲线东部省市的最平坦, 中部省市其次, 西部省市最陡, 从而当货币政策正向冲击导致需求发生变化 1 个百分点时, 将产出推向最远的是东部省市, 中部省市其次, 西部省市最近。

四、小 结

货币政策地区效应并不仅仅是需求方面的原因引起的, 而是供给与需求相互作用的结果, 当需求增加既定时, 那么货币政策的地区效应就取决于各地区的短期总供给曲线的形状。因此, 央行在制定货币政策时应考虑到各地区总供给曲线的差异, 实行有差别的区域货币政策工具, 缩小由此引起的货币政策效应区域差异; 同时中央政府在协调东、中、西部地区经济发展时, 要兼顾从总供给角度制定相关具体措施: ①提高中、西部地区的劳动生产率, 通过产业结构调整, 加大中、西部地区的技术创新投入, 发展新兴产业; ②提高央行货币政策的透明度, 进而提高中、西部地区的预期能力; ③统一国内市场, 削除地区地方保护主义, 使生产要素能在各地区之间自由流动。

参 考 文 献

- [1] Friedman, M., *The role of monetary policy* [J], American Economic Review, March 1968: 1~17
- [2] De Grauwe, *Economics of Monetary Union* [M], Oxford: Oxford University press 2000.
- [3] Phelps, Edmund S., *Inflation in Theory of Public Finance* [J], Swedish Journal of Economics, 1973, 75 (1): 67~82
- [4] Samuelson, Paul A. and Solow, Robert M. 1960 *Analytical Aspects of Anti-Inflation Policy* [J], American Economic Review, May 1960: 177~194
- [5] Sato, K., *Production Function and Aggregation* [M], Amsterdam: North Holland, 1975
- [6] 多恩·布什、费希尔:《宏观经济学》[M], 中国人民大学出版社, 1997。
- [7] 余永定:《通过加总推出的总供给曲线》[J],《经济研究》2002 年第 9 期。
- [8] 陈学彬:《对我国经济运行中的菲利普斯曲线关系和通货膨胀预期的实证分析》[J],《财经研究》1996 年第 8 期。
- [9] 刘树成:《论中国的菲利普斯曲线》[J],《管理世界》1997 年第 6 期。
- [10] 黎德福:《论二元经济的菲利普斯曲线和“奥肯法则”——中国经济发展过程中通货膨胀、经济增长与就业关系的理论与实证分析》[R], 第二届经济学年会工作论文。
- [11] 张焕明:《1979~2000 年我国菲利普斯曲线的实证研究》[J],《管理科学》2003 年第 4 期。
- [12] 胡乃武、孙稳存:《中国总供给曲线性质的实证分析》[J],《数量经济技术经济研究》2003 年第 12 期。
- [13] 王煜:《中国的产出缺口与通货膨胀》[J],《数量经济技术经济研究》2005 年第 1 期。
- [14] 钱宥妮:《菲利普斯曲线在中国经济中的实证研究——基于产出缺口的分析》[J],《财经研究》2005 年第 6 期。
- [15] 刘斌、张怀清:《我国产出缺口的估计》[J],《金融研究》2001 年第 10 期。
- [16] 郑超愚:《中国宏观经济分析的理论框架》[M], 中国人民大学出版社, 1998。
- [17] 汪红驹:《中国货币政策有效性研究》[M], 中国人民大学出版社, 2003。
- [18] 范从来、廖晓萍:《开放经济下货币政策的有效性研究》[J],《当代财经》2003 年第 7 期。

(责任编辑: 陈卫宾)